为家所困还是弥补缺憾？负面家庭事件对有效领导行为的影响*

刘德鹏[1]　李珏兴[2]　张生军[3]　庞旭宏[3]　王政[4]

([1] 山东大学管理学院, 济南 250100)

([2] 云南师范大学经济与管理学院, 昆明 650500)

([3] 上海财经大学商学院, 上海 200433)

([4] 浙江大学管理学院, 杭州 310058)

摘要　现有文献对负面家庭事件在个体内层次如何跨领域影响有效领导行为存在为家所困和弥补缺憾两种不一致的观点。本文引入跨领域领导身份认同理论，通过两个经验取样法研究发现：在个体内层次，领导者经历的负面家庭事件一方面会产生为家所困效应，通过自我耗竭降低领导身份认同和有效领导行为；另一方面也会产生弥补缺憾效应，通过弥补提高领导身份认同和有效领导行为。当领导者具有高外向性人格时，在个体内层次，领导者经历的负面家庭事件会提高领导身份认同，促进有效领导行为。当领导者具有低外向性人格时，在个体内层次，领导者经历的负面家庭事件会降低领导身份认同，减少有效领导行为。研究加深了对负面家庭事件如何影响有效领导行为的理解，丰富了对外向性人格在领导力中作用的认识，并拓展了领导身份认同的前因研究。

关键词　负面家庭事件，有效领导行为，基本领导行为，变革领导行为，领导身份认同，外向性人格

分类号　B849　C933

1 前言

负面家庭事件是人们在日常家庭生活中所经历的破坏性或具有消极效价的事件，包括与家人争吵、被家人无视和贬损等(Lin et al., 2021; Spanier, 1976)。近年来，技术、经济和社会等多种因素的交织，推动了负面家庭事件的频发。新技术的兴起模糊了家庭和工作的边界，经济增速放缓使人们的收入和工作安全感下降，增加了家庭矛盾产生的可能性(Beckman & Mazmanian, 2020; Probst et al., 2020)。在新冠疫情影响下，人们对健康的担忧增加(Prime et al., 2020)，居家办公效率低下(Leroy et al., 2021)，负面情绪的产生和发泄成为常态。负面家庭事件和经历，已成为不可忽视的一大社会问题(马梦媛, 2020)。负面家庭事件不仅对人们的家庭生活、幸福感以及身心健康等产生负面影响，还会向

* 收稿日期：2022-09-02
山东省社会科学规划研究项目（23BGLJ03）资助。
通信作者：李珏兴, E-amil: lijuexing@139.com

工作领域渗透(Lin et al., 2021)。不仅普通员工受到负面家庭事件的影响，在组织中处于中枢位置、具有资源分配权力的领导者，其有效领导行为也会受到影响，最终影响团队和组织绩效的达成(Lin et al., 2021; McClean et al., 2021)。组织管理者迫切需要找到帮助领导者应对负面家庭事件，促进有效领导行为的措施。

鉴于事件具有明显的离散性特征，存在不可忽视的个体内差异，现有研究大都讨论个体内层次家庭事件的跨领域作用(Lin et al., 2021; Watkins, 2021)。遗憾的是，对于个体内层次领导者经历的负面家庭事件如何影响其有效领导行为，现有文献存在不一致的观点。部分学者认为领导者经历的负面家庭事件会消耗他们的资源，使其很难有足够的资源留到工作中，进而减少有效领导行为(Barnes et al., 2015; Lin et al., 2021)，即产生为家所困效应。另一些学者则认为，领导者在家庭中受挫之后，很可能会在工作领域内主动寻找机会弥补缺憾，从而增加有效领导行为(Edwards & Rothbard, 2000; Zedeck, 1992)，即产生弥补缺憾效应。现有文献的不一致观点，不仅阻碍了家庭—工作交互与领导力研究的进展，而且不利于指导组织和领导者有效应对负面家庭事件。

正如 Hollenbeck (2008)所言，研究结论或观点不一致是创造知识的重要机遇。本文引入跨领域领导身份认同理论(Hammond et al., 2017)来整合上述两种不一致的观点，并提出能够区分二者的一个重要边界条件：领导者外向性人格。具体来讲，高外向性的领导者更可能经历弥补缺憾效应，即在个体内层次，负面家庭事件正向影响领导身份认同，促使其做出有效领导行为（包括基本领导行为和变革领导行为）。相反，低外向性的领导者更可能出现为家所困效应，即在个体内层次，负面家庭事件会负向影响领导身份认同，使其做出更少的有效领导行为。研究模型如图 1 所示。

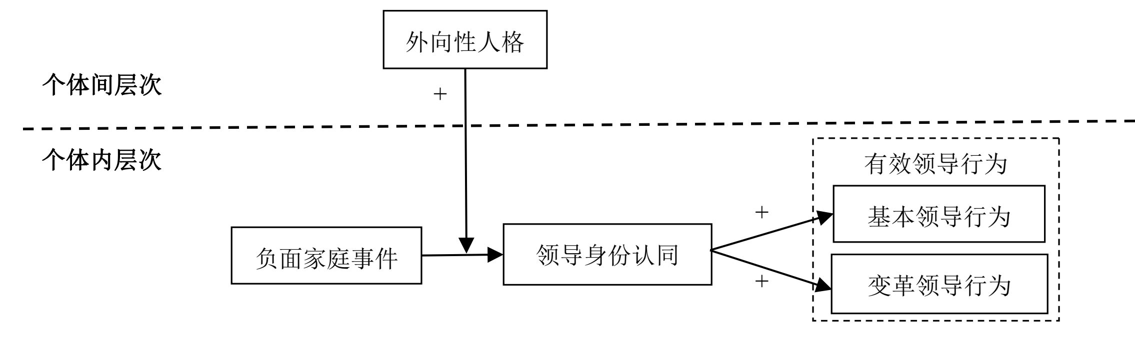


图 1　研究模型

本文的实证研究由两个经验取样法研究组成。其中，研究 1 的目的是检验研究假设，样本来自中国华东地区三个城市三家国有商业银行的网点主任和部门经理。研究 2 对研究 1 进行了拓展。第一，鉴于本文的研究假设建立在为家所困和弥补缺憾效应存在的基础上，研究 2 直接使用变量反映这两个效应，为本文的理论推导提供了更加坚实的基础。第二，研究 2 招募来自更多地区和行业的管理者作为样本，进一步提高了本文的外部效度。

1.1 负面家庭事件、为家所困效应和弥补缺憾效应

家庭和工作是人生中最重要的两个领域，并且经常跨领域相互影响(Edwards & Rothbard, 2000; 徐姗等, 2022)。本文主要关注领导者在家庭领域发生的负面家庭事件如何影响工作领域中的有效领导行为。由于家庭事件和领导行为都存在不可忽视的个体内差异(Lin et al., 2021; McClean et al., 2019)，本文讨论个体内层次负面家庭事件对有效领导行为的影响。

关于领导者经历的负面家庭事件如何在个体内层次影响其有效领导行为，现有文献存在不一致的观点，本文分别称之为“为家所困效应”和“弥补缺憾效应”。为家所困效应认为，领导者经历的负面家庭事件，会降低其在家庭领域的需求满足(Lin et al., 2021)，使其产生负面情绪(Carlson et al., 2011)，消耗自我控制资源(Greenhaus & Powell, 2006)，导致领导者无法在工作领域做出有效领导行为(Barnes et al., 2015)。因此，为家所困效应预测，在个体内层次，领导者经历的负面家庭事件将负向影响有效领导行为。目前绝大多数实证研究支持了这一观点(Courtright et al., 2016; Lin et al., 2021)。例如，Courtright 等人(2016)研究发现，在个体内层次，领导者在家庭领域感受到的家庭—工作冲突越高，自我耗竭程度越高，从而越可能在工作领域中对下属做出辱虐管理行为。

弥补缺憾效应则认为，领导者在家庭领域经历负面事件之后，会主动在其它领域寻求意义感、奖励或者心理安慰来弥补家庭领域内的缺憾(Edwards & Rothbard, 2000; Zedeck, 1992)。他们在家庭领域所遭遇事件的负面程度越高，且工作领域赋予的意义感和奖励程度越高，就越有动机投入工作来弥补家庭中的缺憾，以保证总体的收益(Edwards, 1992; Edwards & Rothbard, 2000)。因此，弥补缺憾效应预测，在个体内层次，领导者经历的负面家庭事件将正向影响有效领导行为。早期关于弥补缺憾效应的讨论主要存在于家庭—工作互动相关的理论研究中，最近的实证研究也开始为该效应的存在提供了支持。例如，Ganster 等人(2023)研究指出，在个体内层次，家庭中伴侣的不文明行为，可能促使员工在工作中更多从事帮助行为来弥补家庭中的缺憾。

很明显，为家所困效应和弥补缺憾效应对个体内层次领导者经历的负面家庭事件如何影响其有效领导行为存在相反的预测。为了整合现有文献中的不一致观点，本文引入跨领域领导身份认同理论(Hammond et al., 2017)，讨论领导身份认同在负面家庭事件和有效领导行为之间的中介作用，以及两种不同效应的边界条件。该理论关注发生在非工作领域的事件对领导身份认同和领导行为的跨领域影响，不仅适用于个体间层次，还适用于本文所进行的个体内层次研究。

1.2 负面家庭事件与领导身份认同：外向性人格的调节作用

领导身份认同指个体将自己定义为一个领导者的程度(Day et al., 2009; DeRue & Ashford, 2010)。已有研究集中于解释领导身份认同在工作领域中的发生、变化及其前因后果，却相对忽视了人们在

非工作领域的经历对领导身份认同的影响。事实上，领导者不是在孤岛中生存的，其它领域的事件和经历，也会影响领导者的领导身份认同和相应的领导行为(Blanchard, 1999; Sandberg & Tsoukas, 2015)。因此，Hammond 等人(2017)率先将领导身份认同理论扩展到非工作领域，提出了跨领域领导身份认同理论，解释了其它领域事件如何通过领导者的心理和认知过程，影响其有效领导行为。

跨领域领导身份认同理论认为，领导者在非工作领域经历的某个事件到底会提升还是降低领导身份认同和有效领导行为，取决于领导者对该事件与领导身份之间关系的解释。领导者解释的差异，将会导致不同的身份工作，引起领导身份认同程度的变化，最终影响到领导者在工作场所中的领导行为实施(Hammond et al., 2017)。领导者的解释往往不是单一的，可能包括多种不同的观点(Crawford et al., 2019; Hammond et al., 2017)。具体到本文的研究情境中，一方面，领导者在经历了负面家庭事件之后往往会消耗大量的资源，若他们更关注领导身份带来的挑战和压力，认为会进一步消耗所剩不多的资源(Campbell et al., 2006; Lanaj et al., 2019)，则会降低领导身份认同，产生为家所困效应。另一方面，领导者经历的负面家庭事件往往意味着家庭领域的缺憾，若他们更看重领导身份带来的积极效价和收益，认为是弥补他们在家庭领域中缺憾的机会，则会提高领导身份认同，产生弥补缺憾效应。

跨领域领导身份认同理论指出，领导者如何解释其在非工作领域经历的事件与领导身份的关系，受到性格等稳定的个人倾向的影响(Hammond et al., 2017)。具体哪一种性格特征能够作为边界条件，则需要根据研究情境来决定。本文主要关注外向性这一性格特征[1]。高外向性的人具有高奖励敏感性、高社交性和高能量水平的特征，而低外向性的人具有高惩罚敏感性、低社交性和低能量水平的特征(Ashton et al., 2002; Grant, 2013)。本文关注外向性的原因是：首先，负面家庭事件和领导主要与人际和社会交往相关，能够反映人们的人际和社会交往倾向的性格特征更加胜任边界条件。其次，更重要的是，相关文献指出，高外向性和低外向性的人，在对外部环境的解释，以及外部环境如何影响自己等方面存在显著的差异，这为整合为家所困效应和弥补缺憾效应带来可能性。

本文认为高外向性会使领导者将领导身份解释为对家庭领域缺憾的弥补，而低外向性则会使其将领导身份解释为对业已匮乏的资源的进一步消耗。具体理由如下：

第一，领导者对奖励或惩罚的敏感性影响其解释倾向。对奖励更敏感的高外向性领导者，更可能看重领导身份带来的积极效价和意义感，认为其产生的收益能够弥补他们在家庭领域内的损失(Bataille & Vough, 2022; Dutton et al., 2010; Edwards & Rothbard, 2000)。而对惩罚更敏感的低外向性

[1] 在文献中，外向性人格也被称作“外向性-内向性人格”，个体在该变量上得分高即为外向的人，得分低即为内向的人。为了简便，本文参考近期一些文献的做法，使用“外向性”来表示(如 Grant, 2013)。

领导者，更可能看重领导角色带来的挑战和风险，认为其将会进一步消耗他们因应对负面家庭事件而所剩不多的资源(Ashton et al., 2002; Lanaj et al., 2019)。

第二，领导者的社交性水平也会影响其解释倾向。具有高社交性水平的外向领导者认为自己能够更好地处理领导身份所需要的各项事务，并且能够从社交情境中获得更多积极情绪和收益(Ashton et al., 2002; Judge & Zapata, 2015)。此时，他们更加可能将领导身份看作是对家庭领域缺憾的弥补。相反，低外向性水平的领导者具有低社交性，较少掌握领导身份需要的社会技巧，难以体会领导身份的意义，而且还得消耗大量资源来应对上述自己不擅长的事务(Ashton et al., 2002; Costa & McCrae, 1992)。此时，他们更可能认为领导身份会进一步消耗其为应对负面家庭事件而所剩不多的资源。

第三，领导者的能量水平影响其解释倾向。研究指出，当个体在某一领域产生资源损失后，既可能为了保存现有资源而减少在其它领域的消耗，也可能寻求在其它领域中获取新资源，其选择取决于个体自身资源水平的高低(Halbesleben et al., 2014; 徐珊等, 2022)。而能量是一种重要的资源(Halbesleben et al., 2014; Quinn et al., 2012)。对于高能量水平的高外向性领导者，在经历负面家庭事件而致使自身资源受损或受到威胁时，更倾向于获取新资源，认为领导身份能够帮助他们获得新的资源来弥补负面家庭事件造成的损失，从而选择在工作中认同领导身份(Lilius, 2012; Parker et al., 2013)。相反，对于低能量水平的低外向性领导者，在经历负面家庭事件后，更倾向于保存剩余的有限资源，认为领导身份会进一步消耗其所剩无几的资源，因而更不愿认同领导身份(Halbesleben et al., 2014; Parker et al., 2013)。

综合以上讨论，本文认为外向性是负面家庭事件影响领导身份认同的为家所困效应和弥补缺憾效应发挥作用的一个重要边界条件。因此，本文提出：

假设 1　领导者的外向性人格调节了负面家庭事件和领导身份认同在个体内层次的关系。具体来讲，对高外向性的领导者，负面家庭事件在个体内层次正向影响领导身份认同；对低外向性的领导者，负面家庭事件在个体内层次负向影响领导身份认同。

1.3 领导身份认同与有效领导行为

有效领导行为是对最有可能对下属和团队的态度、行为和绩效产生积极影响的领导行为的统称(DeRue et al., 2011; Yukl, 2012)。本文借鉴现有文献中使用较为广泛的 Kotter (2001)二分法，将有效领导行为分为管理和领导两类。已有研究指出，基本领导行为[1]和变革领导行为可以很好地反映领导者的管理和领导职能(Rosen et al., 2019)。基本领导行为主要涵盖明确期望、计划、任务优先排序、

[1] 基本领导行为的英文是“initiating structure”，为了不引起歧义，且更加符合中文表达习惯，本文将其意译为“基本领导行为”，而非直译为“初始结构”或“启动结构”。

监控和提供反馈等日常管理行为(Stogdill et al., 1962)。变革领导行为则包含了鼓励员工超出自我利益和工具化考虑，对实现组织目标表现信心和热情等方面(Bass, 1985)。

身份是行为的重要驱动因素(Markus & Wurf, 1987)。较高的领导身份认同意味着，相比于其它选项，领导角色的要求在领导者心目中有更高的优先度和重要性(Hammond et al., 2017)。本文认为，在领导身份认同较高的工作日里，领导者将做出更多的基本领导行为和变革型领导行为。第一，领导身份认同影响领导者的行为选择。在领导身份认同较高的工作日，领导者更有可能做出与领导角色要求相一致的有效领导行为，即基本领导行为和变革性领导行为(Lanaj et al., 2021; Lord et al., 2010)。第二，领导身份认同还会影响领导者的信息处理过程(Markus & Wurf, 1987)。在领导身份认同较高的工作日，领导者将会更加积极地看待领导职位要求，在心理上放大有效领导行为带来的好处，而相对忽视其潜在成本，因而更有动机做出基本领导行为和变革领导行为(Ashford & DeRue, 2012; Cunningham et al., 2023)。相反，在领导身份认同较低的工作日，领导者更少地做出与领导角色一致的领导行为，也更加看重有效领导行为可能带来的潜在个人成本，从而更少做出基本领导行为和变革领导行为。近期的研究也为个体内层次领导身份认同对有效领导行为的积极影响提供了实证证据(Lanaj et al., 2021; 2022)。因此，本文提出：

假设 2　在个体内层次，领导者的领导身份认同正向影响(a)基本领导行为和(b)变革领导行为。

跨领域领导身份认同理论指出，具有不同性格特征的领导者，在经历了其它领域事件后，对该事件与领导身份的关系可能产生不同的解释，导致其领导身份认同程度不同，最终对领导行为带来不同的影响(Hammond et al., 2017)。基于该理论，本文提出被调节的中介效应假设。具体来讲，对于高外向性人格的领导者，在个体内层次，在经历了负面家庭事件之后，更可能将领导身份解释为对家庭领域损失和缺憾的弥补，从而产生弥补缺憾效应，负面家庭事件通过提高领导身份认同正向影响基本领导行为和变革领导行为。对于低外向性人格的领导者，在个体内层次，在经历了负面家庭事件之后，更可能将领导身份解释为对由于应对负面家庭事件而减少的资源的进一步消耗，从而产生为家所困效应，负面家庭事件通过降低领导身份认同负向影响基本领导行为和变革领导行为。因此，本文在一定程度上整合了现有文献有关为家所困效应还是弥补缺憾效应的争议。本文提出：

假设 3　外向性人格调节了个体内层次负面家庭事件通过领导身份认同影响(a)基本领导行为和(b)变革领导行为的间接效应。对于高外向性的领导者，在个体内层次，负面家庭事件通过提高领导身份认同正向影响基本领导行为和变革领导行为；对于低外向性的领导者，在个体内层次，负面家庭事件通过降低领导身份认同负向影响基本领导行为和变革领导行为。

2 研究 1

2.1 研究方法

2.1.1 样本和过程

研究 1 的目的是检验本文的研究假设。本文关注的是领导者个体内层次变量之间的关系，因此研究 1 采用时间滞后间隔的经验取样法(time-lagged interval-based experience sampling method, ESM)收集数据。研究 1 调研的样本为位于华东地区三座城市的三家国有商业银行的中层领导者（包括网点主任和部门领导）。选择该样本的原因如下：一是银行中层领导者加班多，工作强度大，且常常占用下班时间外出应酬，作为领导者他们更加被期望成为“理想型员工”，在工作上全心投入并付出更多时间和精力，这些会影响家庭经营和和谐家庭关系的维系，使他们更容易经历负面家庭事件(Dahm et al., 2015; Humberd et al., 2015)。二是商业银行面临着较大的竞争和业绩压力，不仅要完成日常的基本工作，还必须应对挑战性目标和动态环境，基本领导行为和变革领导行为都是其有效领导行为的体现和要求。因此，商业银行中层管理者是合适的调研对象。

研究者在征得银行高层管理者的同意和支持后正式开始调研，并通过微信向三市的 113 位中层管理者介绍调研目的和调研程序。参与者需要完成一次基础调研，以及为期两周、一共 10 个工作日、每天 3 次的日调研。为了提高积极性，每次发放问卷时以微信红包的方式向参与者发放报酬作为即时奖励，整体调研完成后人均可获得约 200 元人民币。同时本研究设置现金抽奖来奖励能完成 10 天总共 30 次日调研问卷的人（包括一等奖两人每人 1000 元，二等奖 5 人每人 300 元）。113 位中层领导中，有 110 位同意参与调研。

本次调研所有问卷通过问卷星发放，研究助理会按照规定的时间发送问卷链接，参与者点击链接填答并提交问卷。在调研的第一周，参与者需要完成基础调研问卷，该问卷测量个体间层次变量，包括人口统计学特征、外向性和管理者自我效能感。110 位参与者都完成了基础调研。随后，110 位参与者进入为期两周（连续 10 个工作日）的日调研。为了降低共同方法偏差，问卷分成三个时点调研(Gabriel et al., 2019; Podsakoff et al., 2003)。研究者根据参与者通常的上下班时间和工作惯例，并参考已有研究的做法(Foulk & Lanaj, 2022; Sherf et al., 2019)，来确定问卷推送和关闭时间。时点一测量负面家庭事件、积极家庭事件和睡眠质量以及积极情绪、消极情绪，问卷填答时间是 11:00 - 15:00。研究者在前期的访谈中了解到，中层领导上午需要准备和召开晨会，在该时间段才能抽出完整时间完成问卷，且对昨天晚上的家庭事件有清楚记忆。时点二测量领导身份认同，填答时间是 16:30 - 19:00。时点三测量基本领导行为和变革领导行为。由于中层管理者经常出现加班和下班较晚的情

况，时点三问卷的填答时间是 20:00 - 00:00。平均来看，时点一问卷约在 13:35 完成，时点二问卷约在 18:21 完成，时点三问卷约在 21:49 完成。

为了控制自回归效应，需要控制前一天的领导身份认同、基本领导行为和变革领导行为，因此若参与者第 t-1 天的数据缺失，则第 t 天的数据也将被剔除。同时，研究 1 仅保留完整地完成三天及以上日调研问卷的参与者数据(Gabriel et al., 2019)。经过对三个时点数据的匹配并根据上述标准剔除后，得到来自 67 位参与者的 461 个观测数据（平均每位参与者提供 6.88 个观测数据）作为最终样本。本研究对该样本进行了非回应偏差检验，结果显示最终样本和缺失样本在年龄、性别、受教育程度、部门任期、管理层级和管理者职位任期 6 个方面均没有显著差异，说明不存在非回应偏差。在这 67 位参与者中，平均年龄为 34.12 岁（标准差为 6.44），68.66%为男性，平均部门任期为 3.88 年（标准差为 4.43）。

2.1.2 测量

研究 1 所用英文原版量表均遵循 Brislin (1986)的翻译—回译法翻译成中文。所有量表均为 7 点 Likert 量表，参与者报告其对每个条目的同意程度。

负面家庭事件。使用来自 Lin 等人(2021)的 5 条目量表，包括“昨天下班回家，我与家人发生了激烈争吵”和“昨天下班回家，我想要与家人分享很重要的事，但他们毫无兴趣”等，个体内α值为 0.95。

领导身份认同。使用来自 Lee 等人(2016)的 4 条目量表，包括“今天下午，我感到当一个领导者对我来讲很重要”和“今天下午，我将自己视为一个领导者”等，个体内α值为 0.92。

基本领导行为。使用来自 Stogdill (1963)的 10 条目量表，包括“今天下午，我决定应该做什么以及以何种方式做”和“今天下午，我鼓励使用统一的政策”等，个体内α值为 0.96。

变革领导行为。使用来自 Tepper 等人(2018)的 4 条目量表，包含变革领导行为的理想型领导、愿景激励、智力激发和个性化关怀 4 个维度，每个维度 1 个条目。这一简短版量表既能较为全面地测量变革领导行为，又减轻了参与者问卷填答负担，适用于需要多次填答问卷的经验取样法研究。量表条目包括“今天下午，我为我们团队描绘了非常有趣的未来蓝图”和“今天下午，我用我对未来的规划激励他人”等，个体内α值为 0.92。

外向性。使用来自 Donnellan 等人(2006)的大五人格量表，外向性是其中一个维度，共 4 个条目，包括“我是聚会中的核心人物”和“我在聚会上会跟很多人交流”等，个体内α值为 0.62。外向性测量α值较低的原因可能有：第一，信度系数的高低受到样本量的影响，一般样本量越大，信度系数越高。本研究共收集了 67 个个体的外向性数据，样本数相对较小，在一定程度上降低了信度系

数。第二，测量条目减少会降低α值。本研究使用 Donnellan 等人(2006)发展的 20 条目的大五人格量表，其中外向性包含第 1、6、11 和 16 四个条目，量表的缩短也会降低变量测量的信度系数(Raykov, 2007)。尽管信度系数会被降低，但该量表仍然是实用且可靠的。首先，本研究采用了经验取样法收集数据，参与者在工作中填答问卷的时间比较紧张，而且问卷过长会导致参与者注意力下降和填答失真(Donnellan et al., 2006)，使用缩减版本的量表可以减轻参与者填答负荷，这也符合经验取样法的最佳实践(Uy et al., 2016)。其次，Donnellan 等人(2006)通过一系列调研已经验证了，20 条目的大五人格量表与原 50 条目量表相比，能够测出相似的内容范围，不会牺牲解释效度。最后，本研究所得外向性的α值仍在可接受的范围内(> 0.6)。

控制变量。在个体内层次，控制了积极情绪、消极情绪、睡眠质量和积极家庭事件。积极情绪和消极情绪采用 Kercher (1992)的 PANAS 量表测量，共 10 个条目，其中积极情绪包括“兴奋的”“热情的”“机敏的”“受鼓舞的”和“坚定的”，个体内α值为 0.71；消极情绪包括“痛苦的”“心烦的”“恐惧的”“紧张的”和“害怕的”，个体内α值为 0.91。控制积极情绪和消极情绪符合经验取样法最佳实践的做法，有助于解决数据同源时可能导致的假阳性问题和同源方差问题(Gabriel et al., 2019)。并且，控制积极情绪和消极情绪还可以排除情绪这一种替代解释机制(Weiss & Cropanzano, 1996; Lin et al., 2021)。参考 Lin 等人(2021)在研究积极家庭事件的影响时控制负面家庭事件的做法，本研究则控制了积极家庭事件。量表来自 Lin 等人(2021)，共 5 个条目，由参与者在时点一评价，包括“昨天下班回到家，我参与到和家人有趣的活动中”和“昨天下班回到家，我和家人就某些事情进行了具有启发性的讨论”等，个体内α值为 0.97。睡眠质量量表来自 Barnes 等人(2015)的 4 条目量表，包括“昨天夜里，我难以入眠”和“今天早上醒来时，我感觉疲惫不堪”等，个体内α值为 0.89。为了使数据更直观地反应睡眠质量，本研究对其进行了反向计分处理。有部分研究指出，领导者的睡眠质量是影响领导者做出有效领导行为的重要因素(Barnes et al., 2015; Courtright et al., 2016)，控制睡眠质量的影响能够排除替代解释机制。

此外，根据研究者关于 ESM 最佳实践的建议，控制了自回归效应以及个体内变量在一周内的变化趋势和周期(Gabriel et al., 2019)。对于自回归效应，本研究分别控制了前一天的领导身份认同、基本领导行为和变革领导行为。对于变化趋势和周期，本研究控制了一周内天数、正弦和余弦。其中，一周内天数指周一到周五的第几天，因为本次调研只在工作日发放问卷。正弦和余弦根据 Liu 和 West (2016)的方法计算，正弦= $sin\ (2\pi t/7)$，余弦= $cos\ (2\pi t/7)$，t 表示一周的第几天。

在个体间层次，本研究控制了管理者自我效能感和工作-家庭区隔导向。管理者自我效能感量表来自 Fast 等人(2014)，由参与者在基础调研中评价，包括“作为一个管理者，我能实现大多数为自

己设定的目标”和“作为一个管理者，当面对困难的任务时，我非常确定自己将会完成它”等，α值为 0.97。同时，本研究补充了一次问卷测量工作-家庭区隔导向，量表来自 Paustian-Underdahl 等人(2013)的 4 条目量表，包括“我不喜欢回到家里还想着工作的事情”和“我更愿意把个人生活留在工作之外”等，α值为 0.85。

2.1.3 分析策略

由于数据呈现出多水平的嵌套结构（每日数据嵌套于个体中），因此采用 Mplus 8.3 软件(Muthén & Muthén, 2010)进行多层次验证性因子分析(multi-level CFA)，来检验模型中主要变量的效度。表 1 中的结果显示，五因子模型拟合得最好：χ^2 = 1230.06，df = 534，χ^2/df = 2.30 (< 5)，RMSEA = 0.05 (< 0.08)，CFI = 0.91 (> 0.9)，TLI =0.90 (> 0.9)，个体内 SRMR = 0.03 (< 0.08)，个体间 SRMR = 0.07 (< 0.08)。

表 1　多层次验证性因子分析（研究 1）

	χ^2	df	χ^2/df	$\Delta\chi^2(\Delta df)$	RMSEA	CFI	TLI	$SRMR_{个体内}$	$SRMR_{个体间}$
1.五因子模型：NFE, LI, IS, TFL, E	1230.06	534	2.30	—	0.05	0.91	0.90	0.03	0.07
2.四因子模型：NFE, LI, IS+TFL, E	1744.00	541	3.22	513.94(7)	0.07	0.84	0.82	0.06	0.09
3.三因子模型：NFE, LI+IS+TFL, E	2763.36	546	5.06	1019.35(5)	0.09	0.70	0.67	0.10	0.14
4.二因子模型：NFE+LI, IS+TFL+E	2917.43	548	5.32	154.07(2)	0.10	0.68	0.65	0.17	0.23

注：样本量 $N_{个体内}$=461，$N_{个体间}$=67

NFE=负面家庭事件，LI=领导身份认同，IS=基本领导行为，TFL=变革领导行为，E=外向性。

$\Delta\chi^2(\Delta df)$中每个模型均与上一个模型比较，p 值均小于 0.001

同理，研究 1 采用多层次路径分析方法(Preacher et al., 2010)检验研究假设。进行个体内层次分析的前提是，每日测量的变量有足够的个体内方差，因而本研究首先计算相关变量的个体内方差(σ^2)和个体间方差(τ_{00})，以及个体内方差的占比($\sigma^2/(\sigma^2+\tau_{00})$) (Podsakoff et al., 2019)，结果如表 2 所示。结果显示，负面家庭事件、领导身份认同、基本领导行为、变革领导行为、积极情绪、消极情绪、积极家庭事件和睡眠质量的个体内层次方差占比分别为 26.26%、34.33%、36.50%、44.64%、38.13%、33.33%、61.00%和 41.40%，具有足够的个体内层次方差，可以进行多层次路径分析。

表 2　变量个体内方差占比（研究 1）

	个体内方差(σ^2)	个体间方差(τ_{00})	个体内方差占比($\sigma^2/(\sigma^2+\tau_{00})$)
1.负面家庭事件	0.73	2.05	26.26%
2.领导身份认同	0.80	1.53	34.33%
3.基本领导行为	0.50	0.87	36.50%
4.变革领导行为	0.75	0.93	44.64%
5.积极情绪	0.53	0.86	38.13%
6.消极情绪	0.79	1.58	33.33%
7.积极家庭事件	1.22	0.78	61.00%

8.睡眠质量	1.18	1.67	41.40%

注：样本量 N 个体内=461，N 个体间=67

2.2 研究结果

研究 1 中变量的描述性统计和相关系数如表 3 所示。在个体内层次，负面家庭事件与基本领导行为间有显著负相关关系(r = –0.11, p = 0.02)，领导身份认同与基本领导行为(r = 0.40, p = 0.00)、变革领导行为(r = 0.32, p = 0.00)间均为显著的正相关关系。

表 3 均值、标准差和变量间相关系数表（研究 1）

	均值	标准差	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17
个体内水平																			
1.负面家庭事件	2.61	1.57		0.19***	–0.25***	–0.14**	0.41***	0.65***	0.03	–0.81***	0.19***	–0.24***	–0.14**	0.10*	–0.07	–0.17***	–0.02	–0.19***	–0.36***
2.领导身份认同	4.47	1.47	–0.13**		0.47***	0.47***	0.11*	0.28***	0.33***	–0.04	0.96***	0.44***	0.45***	0.18***	–0.18***	–0.12**	0.06	0.10*	–0.06
3.基本领导行为	5.13	1.15	–0.11*	0.40***		0.93***	0.21***	–0.20***	0.54***	0.27***	0.55***	0.98***	0.92***	0.08	–0.14**	0.30***	0.29***	0.53***	0.08
4.变革领导行为	5.02	1.28	–0.07	0.32***	0.66***		0.36***	–0.17**	0.55***	0.15**	0.57***	0.92***	0.98***	0.20***	–0.25***	0.22***	0.39***	0.49***	0.10*
5.积极情绪	4.33	1.15	0.01	0.17***	0.21***	0.15**		0.13**	0.41***	–0.42***	0.21***	0.24***	0.36***	0.23***	–0.24**	0.06	0.12**	0.32***	–0.28***
6.消极情绪	3.56	1.50	0.11*	–0.09	–0.23***	–0.21***	–0.07		0.00	–0.54***	0.25***	–0.21***	–0.17***	–0.04	0.05	–0.11*	–0.24***	–0.26***	–0.28***
7.积极家庭事件	5.10	1.41	–0.32***	0.03	0.09*	0.01	0.05	–0.03		0.00	0.35***	0.56***	0.54***	0.24***	–0.27***	0.07	0.06	0.34***	–0.05
8.睡眠质量	4.72	1.62	–0.34***	0.00	0.15**	0.08	0.07	–0.25***	0.28***		–0.03	0.25***	0.16***	–0.03	–0.00	0.17***	0.02	0.11*	0.30***
9.领导身份认同（前一天）	4.49	1.46	–0.15**	0.15	0.11*	0.13**	0.15**	–0.16***	0.06	0.08		0.54***	0.56***	0.23	–0.23***	–0.07	0.14***	0.22***	–0.06
10.基本领导行为（前一天）	5.15	1.11	–0.05	0.17***	0.19***	0.17***	0.15**	–0.08	–0.01	0.06	0.35***		0.94***	0.14**	–0.21***	0.27***	0.27***	0.52***	0.07
11.变革领导行为（前一天）	5.06	1.26	–0.01	0.09*	0.16**	0.21***	0.10*	–0.02	–0.04	–0.02	0.21***	0.62***		0.21***	–0.26***	0.26***	0.39***	0.50***	0.08
12.天数（周内）	3.23	1.34	–0.01	0.08	–0.08	–0.08	–0.01	–0.00	–0.06	0.01	0.07	0.02	–0.01		–0.98***	–0.53***	0.09	0.15**	–0.12**
13.正弦	0.07	0.76	0.01	–0.07	0.07	0.07	0.02	–0.00	0.02	–0.03	–0.07	–0.00	0.02	–0.95***		0.37***	–0.13**	–0.17***	0.13**
14.余弦	–0.41	0.49	0.01	–0.08	0.04	0.04	–0.05	–0.02	0.08	–0.02	–0.05	–0.07	–0.03	–0.45***	0.24***		0.27***	0.10*	0.11*
个体间水平																			
15.外向性	3.92	0.71																0.25***	0.16***
16.管理者自我效能感	5.03	1.02																	–0.09
17.工作-家庭区隔导向	5.66	1.17																	

注：样本量 $N_{个体内}$=461，$N_{个体间}$=67

个体内相关系数反映的是个体内变量组内均值中心化之后的相关性。个体间相关系数反映的是个体内变量聚合到个体间之后与其它个体间变量的相关性。对角线以上为个体间水平的相关性系数，对角线以下为个体内水平的相关性系数。$^{*}p < 0.05$, $^{**}p < 0.01$, $^{***}p < 0.001$

表 4 报告了多层次路径分析结果。如表 4 中模型 2 和 3 所示，负面家庭事件对领导身份认同的影响不显著(β = –0.06, *ns*)，而外向性对负面家庭事件和领导身份认同间的关系具有正向的调节作用(β = 0.25, p = 0.00)，说明负面家庭事件对领导身份认同的影响取决于其外向性人格。外向性人格的调节效应如图 2 所示。简单斜率分析显示，高外向性领导者经历的负面家庭事件与领导身份认同间的关系显著为正(*slope* = 0.18, p = 0.02)。相反，低外向性领导者经历的负面家庭事件与领导身份认同间的关系显著为负(*slope* = –0.33, p = 0.00)。两者差异是显著的(d = 0.52, p = 0.00)。假设 1 得到支持。

表 4　多层次路径分析结果（研究 1）

	领导身份认同			基本领导行为		变革领导行为	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
截距项	4.51***	4.51***	4.51***	5.19***	3.75***	5.08***	3.58***
	(0.16)	(0.16)	(0.16)	(0.10)	(0.49)	(0.10)	(0.59)
个体内层次							
天数（周内）	0.11	0.07	0.07	–0.02	–0.06	–0.04	–0.10
	(0.13)	(0.13)	(0.13)	(0.08)	(0.09)	(0.12)	(0.13)
正弦	0.12	0.09	0.09	0.02	–0.06	0.02	–0.09
	(0.22)	(0.22)	(0.22)	(0.14)	(0.15)	(0.21)	(0.21)
余弦	–0.03	–0.03	–0.05	0.03	0.04	0.02	0.02
	(0.09)	(0.09)	(0.09)	(0.06)	(0.08)	(0.10)	(0.11)
积极情绪	0.18	0.20	0.21	0.18	0.08	0.16	0.08
	(0.11)	(0.11)	(0.11)	(0.10)	(0.04)	(0.10)	(0.06)
消极情绪	–0.07	–0.09	–0.08	–0.14	–0.09*	–0.18*	–0.13*
	(0.07)	(0.07)	(0.07)	(0.08)	(0.04)	(0.08)	(0.05)
领导身份认同（前一天）	0.11	0.06	0.06				
	(0.09)	(0.08)	(0.07)				
基本领导行为（前一天）				0.13**	0.07		
				(0.05)	(0.04)		
变革领导行为（前一天）						0.15**	0.12*
						(0.05)	(0.05)
积极家庭事件	0.03	–0.06	–0.06	0.02	0.04*	–0.03	–0.02
	(0.08)	(0.06)	(0.06)	(0.05)	(0.02)	(0.05)	(0.03)
睡眠质量	–0.03	–0.04	–0.04	0.04	0.03	0.03	0.03
	(0.06)	(0.05)	(0.05)	(0.04)	(0.03)	(0.04)	(0.04)
负面家庭事件		–0.06	–0.07	–0.05	–0.01	–0.01	–0.03
		(0.08)	(0.07)	(0.05)	(0.03)	(0.07)	(0.06)
领导身份认同					**0.19****		**0.21****
					(0.06)		**(0.08)**
个体内层次残差	0.65	0.55	0.56	0.43	0.29	0.63	0.51
个体间层次							
管理者自我效能感	0.12	0.12	0.10	0.48***	0.44***	0.42**	0.39**
	(0.18)	(0.18)	(0.18)	(0.12)	(0.11)	(0.11)	(0.11)
工作-家庭区隔导向	–0.06	–0.06	–0.07	0.08	0.10	0.08	0.10
	(0.15)	(0.15)	(0.15)	(0.09)	(0.07)	(0.10)	(0.07)
外向性			0.07	0.17	0.14	0.33*	0.30*
			(0.18)	(0.12)	(0.11)	(0.13)	(0.12)
负面家庭事件*外向性			**0.25*****	0.11	0.07	0.13	0.08
			(0.06)	(0.07)	(0.06)	(0.07)	(0.07)
个体间层次残差	1.67	1.67	1.67	0.58	0.44	0.61	0.46
Pseudo R^2	0.02	0.03	0.04	0.29	0.48	0.29	0.46

注：样本量 $N_{个体内}$=461， $N_{个体间}$=67。 $^{*}p$ ＜ 0.05, $^{**}p$ ＜ 0.01, $^{***}p < 0.001$

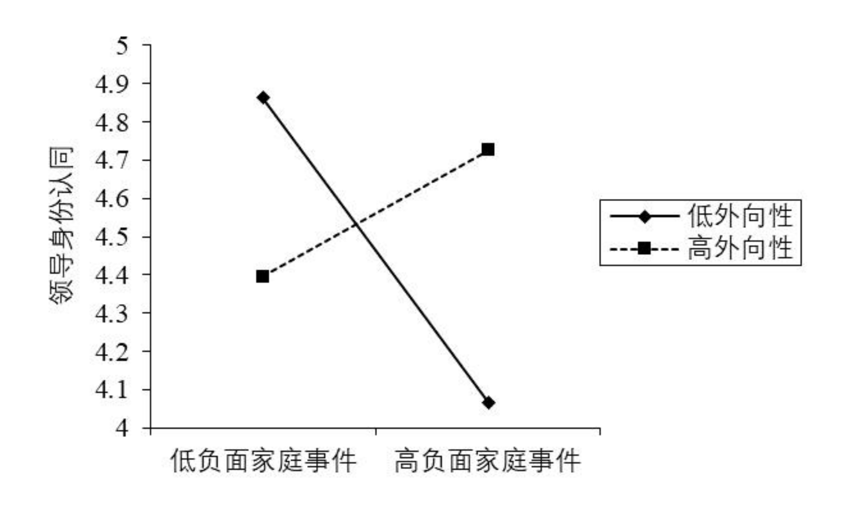


图 2　外向性对负面家庭事件与领导身份认同间关系的调节作用图（研究 1）

假设 2a 和假设 2b 分别讨论了领导身份认同对基本领导行为和变革领导行为的影响，如表 4 中模型 5 和 7 显示，领导身份认同对基本领导行为($\beta = 0.19$, $p = 0.00$)和变革领导行为($\beta = 0.21$, $p = 0.01$)均有显著的正向影响。假设 2a 和 2b 得到支持。

表 5 报告了被调节的中介效应分析结果。当外向性较低时，负面家庭事件通过领导身份认同影响基本领导行为的间接效应显著为负，95%置信区间为[–0.12, –0.02]，不包含 0。当外向性较高时，负面家庭事件通过领导身份认同影响基本领导行为的间接效应显著为正，95%置信区间为[0.0002, 0.08]，不包含 0。并且，二者的差异显著，95%置信区间为[0.03, 0.18]，不包含 0。因此，假设 3a 得到支持。当外向性较低时，负面家庭事件通过领导身份认同影响变革领导行为的间接效应显著为负，95%置信区间为[–0.14, –0.01]，不包含 0。当外向性较高时，负面家庭事件通过领导身份认同影响变革领导行为的间接效应显著为正，95%置信区间为[0.0001, 0.09]，不包含 0。并且，二者的差异显著，95%置信区间为[0.03, 0.21]，不包含 0。因此，假设 3b 得到支持。

表 5　被调节的中介效应分析结果（研究 1）

	负面家庭事件→领导身份认同→基本领导行为		负面家庭事件→领导身份认同→变革领导行为	
	间接效应	95%置信区间	间接效应	95%置信区间
1.高外向性	0.03 (0.02)	**0.0002, 0.08**	0.04 (0.02)	**0.0001, 0.09**
2.低外向性	-0.06 (0.03)	**–0.12, –0.02**	–0.07 (0.04)	**–0.14, –0.01**
1 和 2 的差异	0.10 (0.04)	**0.03, 0.18**	0.11 (0.05)	**0.03, 0.21**

注：置信区间采用 Monte Carlo 方法，基于 20,000 次参数抽样估算得到。加粗的置信区间在 95%水平上显著。

$^{*}p < 0.05$, $^{**}p < 0.01$, $^{***}p < 0.001$

2.3 补充分析

2.3.1 长期效应分析

研究 1 发现，对于高外向性的领导者，在个体内层次，负面家庭事件对领导身份认同和有效领导行为有正向的影响。这是否意味着高外向性的领导者就应该或可以多制造负面家庭事件，从而带来更高的领导身份认同，促进有效领导行为呢？现有文献中打消这种顾虑的常用方法是探索这种积极效应在短期和长期内的差异(Ju et al., 2019; Qin et al., 2018)。因而，有必要探索负面家庭事件对有效领导行为的这种积极作用只是在短期内（在本文中，即以天为单位）发生，还是从长期来看也可能存在。若本文的发现仅存在于短期，而不存在于长期，那么我们将无法得到高外向性领导者应当多制造负面家庭事件的启示。

本文关注的是在个体内层次领导者前一天的负面家庭事件对当天有效领导行为的影响，其中为家所困和弥补遗憾效应以及外向性人格的调节作用均为短期动态效应的研究。而从长期来看，本文猜想长期处于较高程度的负面家庭事件中会持续消耗领导者自身的个人资源，使其处于资源耗竭状态(Courtright et al., 2016; ten Brummelhuis et al., 2014)，即使高外向性的领导者也难以再有足够的资源进行领导身份认同。因此，从长期来看，外向性的调节作用将不显著。

针对这一问题，本研究采用三种数据处理方式来进行分析和探索：第一种方式是，对负面家庭事件和领导身份认同的日调研数据分别取均值，在个体间层次进行回归。结果显示，负面家庭事件对领导身份认同的影响不显著($\beta = 0.19$, *ns*)，外向性的调节作用不显著($\beta = 0.01$, *ns*)。第二种方式是，对负面家庭事件取均值，分析其对最后一天的领导身份认同的影响。结果显示，负面家庭事件对领导身份认同的影响不显著($\beta = 0.21$, *ns*)，外向性的调节作用不显著($\beta = 0.03$, *ns*)。第三种方式是，参考徐姗等人(2022)的做法，对负面家庭事件和领导身份认同的日调研数据分别取均值，作为个体间层次的长期数据，同时分析个体内层次负面家庭事件通过领导身份认同影响有效领导行为的短期效应，和个体间层次负面家庭事件平均水平通过长期领导身份认同影响长期有效领导行为的长期效应，以及外向性对个体内和个体间层次效应的调节作用。研究结果表明，个体内层次效应和外向性的跨层次调节效应结果都与本文主分析的研究结果是一致的；在个体间层次，负面家庭事件的平均水平对长期领导身份认同的影响不显著($\beta = –0.12$, *ns*)，负面家庭事件的平均水平与外向性的交互项对长期领导身份认同的影响不显著($\beta = –0.08$, *ns*)，长期领导身份认同对长期基本领导行为和长期变革领导行为均有显著的正向影响(分别为$\beta = 0.35$, $p < 0.001$ 和$\beta = 0.35$, $p = 0.00$)。三种数据分析结果都支持了本文的猜想，即从长期来看，外向性将不会影响负面家庭事件和领导身份认同之间的关系。因此，从研究 1 中不能得出类似于“高外向性的领导者可以或者应该多制造负面家庭事件，从而提

高领导身份认同和有效领导行为”的结论。

2.3.2 无控制变量分析

借鉴学者关于使用控制变量的最佳实践，本研究也进行了不加入控制变量的多层次路径分析(Bernerth & Aguinis, 2016)。结果显示，外向性对负面家庭事件和领导身份认同之间关系的调节作用($\beta = 0.24$, $p = 0.00$)，以及领导身份认同对基本领导行为($\beta = 0.17$, $p = 0.01$)和变革领导行为($\beta = 0.20$, $p = 0.02$)的正向影响，仍然显著，并且方向与假设一致，本文研究结果的稳健性得到支持。

3 研究 2

研究 2 的目的是检验负面家庭事件影响领导身份认同的为家所困和弥补缺憾两个机制，为本文引入调节变量提供基础。根据跨领域领导身份认同理论和家庭—工作交互理论，选择自我耗竭这一变量来反映为家所困效应。自我耗竭是指个体在之前的活动或经历中消耗了大量本就有限的自我控制资源，没有足够的资源履行后续自我控制要求的状态(Baumeister et al., 2007; Hagger et al., 2010)。同时，参考 Rodell (2013)的研究，采用弥补这一变量来反映弥补缺憾效应。该变量最初是反映人们在工作领域中缺失意义感时，如何通过志愿服务来弥补。本研究根据研究情境对其进行改编，使其能够反映领导者在家庭领域受挫后，想要在工作中得到弥补的想法。

3.1 研究方法

3.1.1 样本和过程

研究者联系了多家企业的中高层管理者，并通过他们邀请所在公司的中层和基层管理者参与本次调研。样本来自中国华东和西南地区多个行业的多家公司，有 72 位管理者同意参与本次调研。参与者需完成连续 2 周每个工作日 2 次问卷的日调研，所有问卷通过问卷星平台发放，参与者点击问卷链接进行填答。在每个工作日，日调研问卷分为 2 个时点发放：时点一问卷测量参与者昨天下班回家后的负面家庭事件经历，以及当前的自我耗竭、弥补和领导身份认同，在每个工作日的早上 7:00 发送并保持开放至中午 12:30；时点二问卷测量领导身份认同、基本领导行为和变革领导行为，在每个工作日的 20:00 发送并保持开放至晚上 00:00。早上问卷平均 9:07 完成，晚上问卷平均 22:42 完成。

为了控制自回归效应，本研究控制了前一天晚上的领导身份认同、基本领导行为和变革领导行为，因此如果参与者第 t-1 天的数据缺失，则第 t 天的数据也将被剔除。同时，本文仅保留完整地完成三天及以上日调研问卷的参与者数据。最终保留了 42 位管理者的 307 个个案数据。

3.1.2 测量

研究 2 所用英文原版量表均遵循翻译—回译法翻译成中文(Brislin, 1986)。所有量表均为 7 点 Likert 量表，参与者报告其对每个条目的同意程度。负面家庭事件、领导身份认同、基本领导行为和变革领导行为均采用了研究 1 所使用的量表，在研究 2 中的个体内α值分别为 0.84、0.92、0.94 和 0.89。

自我耗竭。使用 Twenge 等人(2004)发展的量表测量，该量表包括 5 个条目。为适应个体内层面研究，对量表进行了适当改编。量表条目包括“现在，我感到精神疲惫”和“现在，我需要很大努力才能集中精力做一件事”等，个体内α值为 0.94。

弥补。使用 Rodell (2013)测量弥补机制的量表，对量表进行了适用于本研究情境的改编。该量表共 5 个条目，包括“此刻，我想要通过承担领导身份来探索家庭中缺失的东西”和“此刻，我想要通过承担领导身份来弥补家庭中的不足”等，个体内α值为 0.98。

控制变量。与研究 1 类似，研究 2 采纳 ESM 最佳实践的建议，分别控制了前一天晚上的领导身份认同、基本领导行为和变革领导行为以控制自回归效应和基线效应(baseline effect)；并且控制了一周内天数、正弦和余弦以控制变化趋势和周期。

3.1.3 分析策略

研究 2 同样采用 Mplus 8.3 软件进行多层次验证性因子分析。表 6 中的结果表明六因子模型拟合得最好：χ^2 = 1797.64，df = 915，χ^2/df = 1.96，RMSEA = 0.06，CFI = 0.91，TLI =0.89，个体内 SRMR = 0.04，个体间 SRMR = 0.09。

表 6　多层次验证性因子分析（研究 2）

	χ^2	df	χ^2/df	$\Delta\chi^2(\Delta df)$	RMSEA	CFI	TLI	$SRMR_{个体内}$	$SRMR_{个体间}$
1.六因子模型：NFE, ED, C, LI, IS, TFL	1797.64	915	1.96	—	0.06	0.91	0.89	0.04	0.09
2.五因子模型：NFE+ED, C, LI, IS, TFL	2768.65	925	2.99	971.01(10)	0.08	0.80	0.77	0.15	0.14
3.四因子模型：NFE+ED+C, LI, IS, TFL	4037.12	933	4.33	1268.47(8)	0.10	0.67	0.62	0.13	0.17
4.三因子模型：NFE+ED+C+LI, IS, TFL	4453.85	939	4.74	416.73(2)	0.11	0.62	0.57	0.17	0.18
5.二因子模型：NFE+ED+C, LI+IS+TFL	4474.17	943	4.74	20.32(2)	0.11	0.62	0.57	0.17	0.18

注：样本量 $N_{个体内}$=307，$N_{个体间}$=42。
NFE=负面家庭事件，ED=自我耗竭，C=弥补，LI=领导身份认同，IS=基本领导行为，TFL=变革领导行为。
$\Delta\chi^2(\Delta df)$中各模型均与上一个模型比较，p 值均小于 0.001

同时，如表 7 所示，负面家庭事件、自我耗竭、弥补、领导身份认同、基本领导行为和变革领导行为的个体内层次方差占比分别为 31.36%、43.41%、30.20%、36.99%、24.50%和 30.99%，具有足够的个体内层次方差，可以进行多层次路径分析。

表 7　变量个体内方差占比（研究 2）

	个体内方差(σ2)	个体间方差(τ00)	个体内方差占比(σ2/(σ2+τ00))
1.负面家庭事件	0.37	0.81	31.36%
2.自我耗竭	0.89	1.16	43.41%
3.弥补	0.74	1.71	30.20%
4.领导身份认同	0.81	1.38	36.99%
5.基本领导行为	0.49	1.51	24.50%
6.变革领导行为	0.66	1.47	30.99%

注：样本量 $N_{个体内}$=307，$N_{个体间}$=42

3.2 研究结果

研究 2 中变量的描述性统计和相关系数如表 8 所示。在个体内层次，负面家庭事件与自我耗竭(r =0.38, $p < 0.001$)、弥补(r =0.31, $p < 0.001$)间有显著正相关关系，弥补与领导身份认同(r = 0.60, $p < 0.001$)间有显著的正相关关系。领导身份认同与基本领导行为($r = 0.26$, $p < 0.001$)、变革领导行为($r = 0.25$, $p < 0.001$)间均为显著的正相关关系。

表 8　均值、标准差和变量间相关系数表（研究 2）

	均值	标准差	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
个体内水平																
1.负面家庭事件	1.87	1.09		0.58***	0.52***	0.15	–0.12	0.02	0.56***	0.52***	0.11	–0.14	–0.01	–0.12	0.10	0.16
2.自我耗竭	2.71	1.44	0.38***		0.44***	–0.05	–0.15	–0.14	0.98***	0.48***	–0.01	–0.19	–0.21	–0.12	0.12	0.15
3.弥补	2.97	1.59	0.31***	0.28***		0.52***	0.09	0.19	0.41***	0.97***	0.50***	0.08	0.18	–0.09	0.11	0.07
4.领导身份认同	3.82	1.48	0.21***	0.09	0.60***		0.50***	0.50***	–0.09	0.46**	0.98***	0.49**	0.51***	–0.10	0.17	–0.10
5.基本领导行为	4.70	1.42	–0.09	0.09	0.21***	0.26***		0.92***	–0.18	0.06	0.48**	0.99***	0.90***	0.12	–0.03	–0.21
6.变革领导行为	4.43	1.48	–0.05	–0.04	0.19***	0.25***	0.71***		–0.14	0.17	0.46**	0.91***	0.98***	0.10	–0.06	–0.09
7.自我耗竭（前一天）	2.68	1.45	0.10	0.03	0.05	0.09	–0.04	0.09		0.48**	–0.03	–0.21	–0.21	–0.16	0.16	0.17
8.弥补（前一天）	2.97	1.61	0.02	0.01	0.28***	0.19***	0.22***	0.18**	0.29***		0.48**	0.06	0.16	–0.18	0.18	0.14
9.领导身份认同(前一天）	3.87	1.53	–0.02	0.13*	0.29***	0.21***	0.28***	0.14*	0.09	0.60***		0.47**	0.49**	–0.13	0.20	–0.13
10.基本领导行为（前一天）	4.77	1.41	–0.06	0.04	0.15**	0.20***	0.27***	0.16**	0.12*	0.25***	0.33***		0.92***	0.12	–0.06	–0.18
11.变革领导行为（前一天）	4.49	1.46	–0.11	–0.07	0.16**	0.23***	0.25***	0.19***	0.00	0.30***	0.29***	0.69***		0.14	–0.12	–0.09
12.天数（周内）	3.21	1.32	0.04	0.10	0.02	–0.04	0.12*	0.12*	–0.08	0.05	0.08	–0.02	0.04		–0.92***	–0.58***
13.正弦	0.09	0.75	–0.07	–0.12*	–0.03	0.04	–0.10	–0.10	0.03	–0.07	–0.07	0.02	–0.06	–0.95***		0.29
14.余弦	–0.43	0.50	0.07	0.08	0.00	–0.07	–0.12*	–0.14*	0.11	–0.01	–0.06	0.03	0.01	–0.46***	0.25***	

注：样本量 $N_{个体内}$=307，　$N_{个体间}$=42

个体内相关系数反映的是个体内变量组内均值中心化之后的相关性。个体间相关系数反映的是个体内变量聚合到个体间之后的相关性。对角线以上为个体间水平的相关性系数，对角线以下为个体内水平的相关性系数。$^{*}p < 0.05$, $^{**}p < 0.01$, $^{***}p < 0.001$

研究 2 同样采用 Mplus 8.3 软件进行多水平路径分析(Preacher et al., 2010)检验研究假设，分析结果如表 9 所示。结果显示，领导者经历的负面家庭事件会增加领导者的自我耗竭($\beta = 0.30, p = 0.02$)，同时提高领导者对家庭缺憾的弥补($\beta = 0.39, p = 0.04$)。领导者的自我耗竭降低领导身份认同($\beta = -0.10, p = 0.04$)，相反地，领导者对家庭缺憾的弥补会提高领导身份认同($\beta = 0.49, p < 0.001$)。自我耗竭和弥补两条机制在负面家庭事件与领导身份认同间起到了方向相反的中介作用，并且结果也显示负面家庭事件对领导身份认同的影响不显著($\beta = 0.21$, *ns*)，说明了为家所困效应和弥补缺憾效应的存在。同时，领导身份认同对基本领导行为($\beta = 0.18, p = 0.04$)和变革领导行为($\beta = 0.17, p = 0.05$)具有显著的正向影响，该结果进一步验证了本文研究 1 关于领导身份认同与领导有效行为间关系的结论。

表 9　多层次路径分析结果（研究 2）

	自我耗竭		弥补		领导身份认同		基本领导行为		变革领导行为	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10
截距项	2.67^{***}	2.67^{***}	3.01^{***}	3.01^{***}	3.87^{***}	3.04^{***}	4.72^{***}	3.01^{**}	4.43^{***}	2.75^{**}
	(0.17)	(0.17)	(0.21)	(0.21)	(0.19)	(0.63)	(0.20)	(1.10)	(0.19)	(1.04)
天数(周内)	0.21	0.28	–0.09	–0.01	–0.16	–0.02	0.11	0.12	0.00	0.03
	(0.17)	(0.15)	(0.20)	(0.18)	(0.15)	(0.07)	(0.12)	(0.12)	(0.14)	(0.13)
正弦	0.15	0.32	–0.15	–0.01	–0.14	0.00	0.10	0.10	–0.06	–0.05
	(0.25)	(0.21)	(0.31)	(0.27)	(0.23)	(0.12)	(0.22)	(0.22)	(0.26)	(0.23)
余弦	0.33	0.34	–0.05	0.01	–0.23	–0.08	–0.07	–0.03	–0.19	–0.12
	(0.19)	(0.16)	(0.18)	(0.15)	(0.16)	(0.09)	(0.12)	(0.11)	(0.12)	(0.12)
自我耗竭(前一天)	0.04	–0.00								
	(0.11)	(0.10)								
弥补(前一天)			0.24	0.23						
			(0.09)	(0.10)						
领导身份认同(前一天晚上)					0.34^{**}	0.28				
					(0.12)	(0.09)				
基本领导行为(前一天)							0.19	0.13		
							(0.10)	(0.07)		
变革领导行为(前一天)									0.11	0.06
									(0.10)	(0.07)
负面家庭事件		**0.30^{*}**		**0.39^{*}**	0.21	0.02	–0.08	–0.19	–0.04	–0.10
		(0.13)		**(0.19)**	(0.12)	(0.07)	(0.06)	(0.07)	(0.07)	(0.09)
自我耗竭						**-0.10^{*}**		0.05		–0.06
						(0.05)		(0.07)		(0.07)
弥补						**0.49^{***}**		0.04		0.07
						(0.09)		(0.08)		(0.11)
领导身份认同								**0.18^{*}**		**0.17^{*}**
								(0.09)		**(0.09)**
个体内残差	0.74	0.58	0.59	0.44	0.51	0.28	0.45	0.38	0.63	0.56
个体间残差	1.27	1.27	1.82	1.82	1.51	0.96	1.42	1.08	1.38	1.05
Pseudo R^2	0.01	0.04	0.01	0.03	0.04	0.40	0.06	0.28	0.06	0.27

注：所报告的是非标准化系数，括号里是标准误。样本量 $N_{个体内} = 307$，$N_{个体间} = 42$。
$^{*}p < 0.05$，$^{**}p < 0.01$，$^{***}p < 0.001$

此外，本研究使用 R 4.0.3 软件进一步检验了自我耗竭和弥补对负面家庭事件与领导身份认同之

间关系的中介作用。如表 10 所示，负面家庭事件通过自我耗竭影响领导身份认同的中介效应为负，95%置信区间为[–0.08, –0.0002]，不包含 0；负面家庭事件通过弥补影响领导身份认同的中介效应为正，95%置信区间为[0.01, 0.39]，不包含 0。这些结果为本文整合为家所困和弥补缺憾效应提供了实证基础。

表 10　自我耗竭、弥补中介效应分析结果（研究 2）

	间接效应	95%置信区间
负面家庭事件→自我耗竭→领导身份认同	–0.03 (0.02)	**–0.08, –0.0002**
负面家庭事件→弥补→领导身份认同	0.18 (0.09)	**0.01, 0.39**

注：置信区间采用 Monte Carlo 方法，基于 20,000 次参数抽样估算得到。加粗的置信区间在 95%水平上显著。

4 结论与讨论

领导者经历的负面家庭事件对工作领域领导行为有怎样的影响？现有文献提出了为家所困效应和弥补缺憾效应两种不同的观点。本文根据跨领域领导身份认同理论，引入外向性人格作为调节变量，通过对来自不同地区和行业中层管理者样本的两个经验取样法研究发现：在个体内层次，负面家庭事件能够同时产生为家所困效应和弥补缺憾效应，通过自我耗竭和弥补对领导身份认同和有效领导行为产生不同的影响；当领导者外向性程度较高时，负面家庭事件将会产生弥补缺憾效应，通过提高领导身份认同来促进包括基本领导行为和变革领导行为在内的有效领导行为；而当领导者外向性程度较低时，负面家庭事件将会产生为家所困效应，通过降低领导身份认同抑制领导者在工作中的基本领导行为和变革领导行为。

4.1 理论贡献

第一，本文最为重要的理论贡献在于通过识别出领导者外向性人格这一重要边界条件，有效整合了现有文献的不一致观点，从而增进和丰富了现有研究对负面家庭事件如何影响有效领导行为的理解。现有文献关于个体内层次领导者经历的负面家庭事件如何影响有效领导行为，存在着为家所困效应和弥补缺憾效应两种不一致的观点(Courtright et al., 2016; Edwards & Rothbard, 2000)。本文通过引入跨领域领导身份认同理论视角，识别出外向性人格这一边界条件。本文发现，为家所困效应更可能发生在低外向性人格的领导身上，而弥补缺憾效应则更可能发生在高外向性人格的领导身上。同时，本文进一步研究发现，虽然对于高外向性的领导者，负面家庭事件能够给有效领导行为带来积极的影响，但这种积极影响仅存在于短期，在长期内并不存在积极效应。

第二，拓展了个性特质影响领导行为的机制研究。过去关于个性特质如何影响领导行为的研究发现，在大五人格中，外向性对有效领导行为有最强的预测效力，并指出这是因为外向性的领导者

能够更好地处理来自工作中的各种挑战(Judge et al., 2002; 2009)。本文为外向性领导者之所以更加有效提供了新的解释，即外向性还能帮助领导者在家庭领域遇到问题时，以一种更加积极的方式在工作领域中行动。至少，在短期内，高外向性的领导者能够化“家庭的悲痛”为“工作的力量”。

第三，本文也贡献于有效领导行为的个体内变化及其影响因素研究。自 McClean 等人(2019)讨论充分挖掘时间因素在领导行为中的作用开始，越来越多的研究开始关注有效领导行为的动态变化，并讨论能够促进和损害有效领导行为的工作外因素，尤其是家庭事件和经历的作用(Lin et al., 2021; McClean et al., 2021)。这些研究的基本结论是，有效领导行为往往是由积极家庭事件和经历所驱动的，而负面家庭事件和经历只会降低有效领导行为。而本文发现对高外向性人格的领导者来讲，负面家庭事件在短期也可能是有效领导行为的驱动因素。上述发现丰富和拓展了现有文献对家庭经历和实践与有效领导行为关系的认识。

第四，本文还拓展了领导身份认同的前因变量研究。现有实证研究主要讨论了工作领域中的情境因素(Zhang et al., 2020)以及领导者个人因素(Lanaj et al., 2022)对领导身份认同的影响。本文从两个方面拓展了现有研究。首先，本文将领导身份认同的前因从工作领域情境因素拓展到非工作领域情境因素（本文中是负面家庭事件）。其次，不同于以往研究讨论领导者个人因素或者情境因素的单独作用，本文引入外向性人格作为调节变量，讨论了领导者个人和情境因素的共同作用对领导身份认同的影响。

4.2 实践启示

本文对组织如何实施和使用家庭支持政策和实践具有重要的启示。首先，组织应当重视针对领导者实施家庭支持政策和实践。其次，对于刚经历了负面家庭事件的领导者，需要进行分类管理，而不必要统一管理。组织仅需要特别关注低外向性人格的领导者，采取措施帮助他们减少负面家庭事件，或者帮助他们降低负面家庭事件所产生的资源消耗。这在一定程度上，提高了组织管理的针对性，也节省了成本。最后，组织的家庭支持政策和实践更应当注重时效性，这样才能更加有效，避免长期的负面影响，这就对组织实施家庭支持政策和实践提出了更高的要求。此外，本文也启示高外向性的领导者没必要过度担心负面家庭事件在短期内对有效领导行为产生负面的影响，而低外向性的领导者一方面应该努力做好工作和家庭的平衡，做好与家人的沟通和情感联系，减少负面家庭事件的发生；另一方面，当经历了负面家庭事件时，应该主动和及时地采取相应的认知策略和行为策略来降低负面家庭事件对个人资源的损耗，以降低其为家所困的程度。

4.3 研究不足与未来研究方向

本文可能存在以下缺陷：第一，虽然研究 1 和研究 2 均通过多时点的经验取样法设计，在一定

程度上降低了同源方差，但不能完全规避该问题(Gabriel et al., 2019; Podsakoff et al., 2003)。未来研究可以参照 McClean 等人(2021)的做法，在分时点的基础上同时抽取比较了解领导情况的下属来评价领导的有效领导行为。第二，研究 1 和研究 2 经过匹配后的最终样本分别包括 67 位和 42 位管理者，虽然样本量并不大，但是鉴于在真实的企业中收集领导数据的难度，更加之在讨论领导行为个体内变化的文献中很常见，样本量并不是一个非常致命的问题。但是，正如前文所述，较小的样本量还是影响到了外向性人格的信度。我们建议未来研究可以通过 MTurk 或者问卷星等平台招募多种多样的领导者，通过更大的样本来检验本研究的结论是否依然稳健。第三，由于本文主要关注的是前一天负面家庭事件发生后对领导身份认同和有效领导行为水平的影响，根据相关方法论文献的建议，本文没有控制领导身份认同、基本领导行为和变革领导行为在当天早晨的初始值(Gabriel et al., 2019)，该做法也与当下很多 ESM 研究相符(如 Ganster et al., 2023; Yu & Duffy, 2021 等)。并且，研究 2 的分析也表明早晨的领导身份认同已经受到负面家庭事件的影响，控制早晨的测量值在本文的研究情境中是不恰当的。但是，我们仍然建议未来研究关注中介变量和结果变量的变化，控制当天的初始值，充分发挥 ESM 能够捕捉变量变动的优势。第四，受到客观条件的限制，本文根据调研参与者上下班的时间和工作惯例来选择日调研的测量时点，未能实现最完美的研究设计。虽然这种做法常见于现有 ESM 研究中(Foulk & Lanaj, 2022; Sherf et al., 2019)，仍然建议未来研究选择更理想的时点收集数据，尽量在早上上班前测量负面家庭事件，并在上班后 1 小时内测量领导身份认同。

本文采用引入调节变量的方法来解决现有文献中关于负面家庭事件如何影响有效领导行为的不一致观点。除此之外，研究者还可以采用为核心变量划分子维度、讨论变量之间的曲线关系和在不同的层次进行研究等方法，来解决和调和现有文献中的不一致(林伟鹏, 2019)。比如，未来研究者可以讨论是否不同类型的负面家庭事件会对有效领导行为产生不同的影响；可以探索负面家庭事件对有效领导行为的影响是否存在曲线效应；也可以同时采用个体内和个体间层次的研究设计，讨论负面家庭事件对有效领导行为的影响是否在不同层次存在不同的作用机制。

本文从跨领域领导身份认同视角出发，研究了领导身份认同在解释负面家庭事件如何影响有效领导行为中扮演的角色。未来研究可以探索其它可能的解释机制，进一步丰富我们对相关问题的认知。例如，负面家庭事件可能反应了领导者在处理某类事件上缺乏足够的能力，可能使领导者处于自我耗竭状态而降低了对自我工作能力的认知，也可能通过负面经历和负面说服信号降低领导者的自我效能感，从而减少有效领导行为。因此，我们建议未来研究从工作能力或对工作能力的认知视角出发，研究负面家庭事件对有效领导行为的作用机制。

本文发现负面家庭事件在短期内，对高外向性人格的领导者存在积极作用。未来研究可以继续

拓展该方向，进一步探讨其它可能区分和整合为家所困和弥补缺憾两种效应的个体和情境因素，讨论负面家庭事件会产生积极面的其他情形。本文猜测负面事件发生的时机也可能是一个非常关键的情境因素。具体来讲，负面家庭事件可能会受到之前发生的负面家庭事件影响。当一个人在前天晚上经历了极高程度的负面家庭事件后，昨晚虽然也经历了一定程度的负面家庭事件，但是总体来看，程度显著降低，此时领导者也可能会产生一定的积极反应。

最后，本文提出外向性通过影响领导者对负面家庭事件与领导身份认同之间关系的解释，起到了调节作用，但显然外向性不会是唯一的调节变量。为此，我们建议未来研究者一方面可以研究其它可能影响该解释过程的调节变量，另一方面可以基于其它领域事件影响领导身份认同的过程中的其它环节，寻找其它起到调节作用的变量。

参考文献

Ashford, S. J., & DeRue, D. S. (2012). Developing as a leader: The power of mindful engagement. *Organizational Dynamics*, 41, 146–154.

Ashton, M. C., Lee, K., & Paunonen, S. V. (2002). What is the central feature of extraversion? Social attention versus reward sensitivity. *Journal of Personality & Social Psychology*, 83(1), 245–252.

Barnes, C. M., Lucianetti, L., Bhave, D. P., & Christian, M. S. (2015). "You wouldn't like me when I'm sleepy": Leaders' sleep, daily abusive supervision, and work unit engagement. *Academy of Management Journal, 58*(5), 1419–1437.

Bass, B. M. (1985). *Leadership and performance beyond expectations*. New York, NY: Free Press.

Bataille, C. D., & Vough, H. C. (2022). More than the sum of my parts: An intrapersonal network approach to identity work in response to identity opportunities and threats. *Academy of Management Review*, 47(1), 93–115.

Baumeister, R., Vohs, K., & Tice, D. (2007). The strength model of self-control. *Current Directions in Psychological Science*, 16(6), 351–355.

Beckman, C., & Mazmanian, M. (2020). *Dreams of the Overworked: Living, Working, and Parenting in the Digital Age*. Redwood City: Stanford University Press.

Bernerth, J. B., & Aguinis, H. (2016). A critical review and best-practice recommendations for control variable usage. *Personnel Psychology, 69*(1), 229–283.

Blanchard, K. (1999). *The heart of a leader: Insights on the art of influence*. Colorado Springs, CO: David C. Cook.

Brislin, R. W. (1986). *The wording and translation of research instrument*. In W. Lonner., & J. Berry (Eds.), *Field methods in cross-cultural research* (pp.137–164). Beverly Hills: Sage.

Campbell, M., Baltes, J. E., Martin, A., & Meddings, K. (2006). *The stress of leadership*. A CCL research white paper. Center for Creative Leadership.

Carlson, D., Kacmar, K. M., Zivnuska, S., Ferguson, M., & Whitten, D. (2011). Work–family enrichment and job performance: A constructive replication of affective events theory. *Journal of Occupational Health Psychology, 16*(3), 297–312.

Costa, P. T., Jr., & McCrae, R. R. (1992). *The NEOPI-R: Revised NEO personality inventory and NEO five-factor inventory*. Lutz, FL: Psychological Assessment Resources.

Courtright, S. H., Gardner, R. G., Smith, T. A., McCormick, B. W., & Colbert, A. E. (2016). My family made me do it: A cross–domain, self–regulatory perspective on antecedents to abusive supervision. *Academy of Management Journal, 59*(5), 1630–1652.

Crawford, W. S., Thompson, M. J., & Ashforth, B. E. (2019). Work-life events theory: Making sense of shock events in dual-earner couples. *Academy of Management Review, 44*(1), 194–212.

Cunningham, J. L., Sonday, L., & Ashford, S. J. (2023). Do I dare? The psychodynamics of anticipated image risk, leader identity endorsement, and leader emergence. *Academy of Management Journal, 66*(2), 374–401.

Dahm, P. C., Glomb, T. M., Manchester, C. F., & Leroy, S. (2015). Work–family conflict and self–discrepant time allocation at work. *Journal of Applied Psychology, 100*(3), 767–792.

Day, D. V., Harrison, M. M., & Halpin, S. M. (2009). *An integrative approach to leader development: Connecting adult development, identity and expertise.* Routledge/Taylor & Francis Group.

DeRue, D. S., & Ashford, S. J. (2010). Who will lead and who will follow? A social process of leadership identity construction in organizations. *Academy of Management Review, 35*(4), 627–647.

DeRue, D. S., Nahrgang, J. D., Wellman, N., & Humphrey, S. E. (2011). Trait and behavioral theories of leadership: An integration and meta-analytic test of their relative validity. *Personnel Psychology*, *64*(1), 7–52.

Donnellan, M. B., Oswald, F. L., Baird, B. M., & Lucas, R. E. (2006). The Mini–IPIP scales: Tiny–yet–effective measures of the big five factors of personality. *Psychological Assessment, 18*(2), 192–203.

Dutton, J. E., Roberts, L. M., & Bednar, J. (2010). Pathways for positive identity construction at work: four types of positive identity and the building of social resources. *Academy of Management Review*, *35*(2), 265–293.

Edwards, J. R. (1992). A cybernetic theory of stress, coping, and well–being in organizations. *Academy of Management Review, 17*(2), 238–274.

Edwards, J. R., & Rothbard, N. P. (2000). Mechanisms linking work and family: Clarifying the relationship between work and family constructs. *Academy of Management Review, 25*(1), 178–199.

Fast, N. J., Burris, E. R., & Bartel, C. A. (2014). Managing to stay in the dark: Managerial self–efficacy, ego defensiveness, and the aversion to employee voice. *Academy of Management Journal, 57*(4), 1013–1034.

Foulk, T. A., & Lanaj, K. (2022). With great power comes more job demands: The dynamic effects of experienced power on perceived job demands and their discordant effects on employee outcomes. *Journal of Applied Psychology, 107*(2), 263–278. https://doi.org/10.1037/apl0000905

Gabriel, A. S., Podsakoff, N. P., Beal, D. J., Scott, B. A., Sonnentag, S., Trougakos, J. P., & Butts, M. M. (2019). Experience sampling methods: A discussion of critical trends and considerations for scholarly advancement. *Organizational Research Methods, 22*(4), 969–1006.

Ganster, M. L., Gabriel, A. S., Rosen, C. C., Simon, L. S., Butts, M. M., & Boswell, W. R. (2023). Retreating or repairing? Examining the alternate linkages between daily partner-instigated incivility at home and helping at work. *Journal of Applied Psychology, 108*(5), 826–849.

Grant, A. M. (2013). Rethinking the extraverted sales ideal: The ambivert advantage. *Psychological Science, 24*(6), 1024–1030.

Greenhaus, J. H., & Powell, G. N. (2006). When work and family are allies: A theory of work–family enrichment. *Academy of Management Review, 31*(1), 72–92.

Hagger, M., Wood, C., Stiff, C., & Chatzisarantis, N. L. D. (2010). Ego depletion and the strength model of self-control: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, *136*(4), 495–525.

Halbesleben, J. R. B., Neveu, J.-P., Paustian-Underdahl, S. C., & Westman, M. (2014). Getting to the "COR": Understanding the role of resources in conservation of resources theory. *Journal of Management*, *40*(5), 1334–1364.

Hammond, M., Clapp-Smith, R., & Palanski, M. (2017). Beyond (just) the workplace: A theory of leader development across multiple domains. *Academy of Management Review*, *42*(3): 481–498.

Hollenbeck, J. R. (2008). The role of editing in knowledge development: Consensus shifting and consensus creation. In Baruch, Y., Konrad, A.M., Aguinis, H., & Starbuck, W.H. (Eds). *Opening the Black Box of Editorship*. Palgrave

Macmillan, London.
Humberd, B., Ladge, J. J., & Harrington, B. (2015). The "New" dad: Navigating fathering identity within organizational contexts. *Journal of Business and Psychology, 30*(2), 249–266.
Ju, D., Huang, M., Liu, D., Qin, X., Hu, Q., & Chen, C. (2019). Supervisory consequences of abusive supervision: An investigation of sense of power, managerial self-efficacy, and task-oriented leadership behavior. *Organizational Behavior and Human Decision Processes, 154*(8), 80–95.
Judge, T. A., Bono, J. E., Ilies, R., & Gerhardt, M. W. (2002). Personality and leadership: A qualitative and quantitative review. *Journal of Applied Psychology*, *87*(4), 765–780.
Judge, T. A., Piccolo, R. F., & Kosalka, T. (2009). The bright and dark sides of leader traits: A review and theoretical extension of the leader trait paradigm. *The Leadership Quarterly*, *20*(6), 855–875.
Judge, T. A., & Zapata, C. P. (2015). The person–situation debate revisited: Effect of situation strength and trait activation on the validity of the big five personality traits in predicting job performance. *Academy of Management Journal, 58*(4), 1149–1179.
Kercher, K. (1992). Assessing subjective well–being in the old–old: The PANAS as a measure of orthogonal dimensions of positive and negative affect. *Research on Aging, 14*(2), 131–168.
Kotter, J. P. (2001). What leaders really do. *Harvard Business Review, 68*(3), 1–12.
Lanaj, K., Foulk, T. A., & Erez, A. (2019). Energizing leaders via self–reflection: A within–person field experiment. *Journal of Applied Psychology, 104*(1), 1–18.
Lanaj, K., Gabriel, A. S., & Chawla, N. (2021). The self–sacrificial nature of leader identity: Understanding the costs and benefits at work and home. *Journal of Applied Psychology, 106*(3), 345–363.
Lanaj, K., Jennings, R. E., Ashford, S. J., & Krishnan, S. (2022). When leader self–care begets other care: Leader role self–compassion and helping at work. *Journal of Applied Psychology, 107*(9), 1543–1560.
Lee, J. S. Y., Sonday, L., & Ashford, S. J. (2016). *It's a matter of identity: The dynamics of leader identity and leadership behavior in organizations*. Paper presented at the 76th Annual Meeting of the Academy of Management, Anaheim, CA.
Leroy, S., Schmidt, A. M., & Madjar, N. (2021). Working from home during COVID–19: A study of the interruption landscape. *Journal of Applied Psychology, 106*(10), 1448–1465.
Lilius, J. M. (2012). Recovery at Work: Understanding the Restorative Side of "Depleting" Client Interactions. *Academy of Management Review, 37*(4), 569–588.
Lin, S.–H. (J.), Chang, C.–H. (D.), Lee, H. W., & Johnson, R. E. (2021). Positive family events facilitate effective leader behaviors at work: A within–individual investigation of family–work enrichment. *Journal of Applied Psychology, 106*(9), 1412–1434.
Lin, W. (2019). Fundamentals of Management Research: What is Research and How to Conduct a Good Empirical Research. *Human Resource Management Review, 1*, 1-10.
[林伟鹏. (2019). 管理学研究基础：什么是研究？如何做一个好的实证研究. *人力资源管理评论, 1*, 1-10.]
Liu, Y., & West, S. G. (2016). Weekly cycles in daily report data: An overlooked issue. *Journal of Personality, 84*(5), 560–579.
Lord, R. G., Diefendorff, J. M., Schmidt, A. M., & Hall, R. J. (2010). Self-regulation at work. *Annual Review of Psychology*, *61*, 543–568.
Ma, M. Y. (2020). *Research on the influence mechanism of event intensity on work performance in workand family fields* (Master's thesis). Yanshan University.
[马梦媛. (2020). *工作家庭事件强度对工作绩效的影响机制研究* (硕士学位论文)，燕山大学.]
Markus, H., & Wurf, E. (1987). The dynamic self-concept: A social psychological perspective. *Annual Review of Psychology*, *38*, 299-337.

McClean, S. T., Barnes, C. M., Courtright, S. H., & Johnson, R. E. (2019). Resetting the clock on dynamic leader behaviors: a conceptual integration and agenda for future research. *Academy of Management Annals, 13*(2), 479–508.

McClean, S. T., Yim, J., Courtright, S. H., & Dunford, B. B. (2021). Transformed by the family: An episodic, attachment theory perspective on family–work enrichment and transformational leadership. *Journal of Applied Psychology, 106*(12), 1848–1866.

Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2010). *Mplus User's Guide*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.

Parker, S. K., Johnson, A., Collins, C., & Nguyen, H. (2013). Making the most of structural support: Moderating influence of employees' clarity and negative affect. *Academy of Management Journal*, *56*(3), 867–892.

Paustian-Underdahl, S. C., Halbesleben, J. R. B., Carlson, D. S., & Kacmar, K. M. (2013). The work-family interface and promotability: Boundary integration as a double-edged sword. *Journal of Management*, *42*(4), 960–981.

Podsakoff, N. P., Spoelma, T. M., Chawla, N., & Gabriel, A. S. (2019). What predicts within–person variance in applied psychology constructs? An empirical examination. *Journal of Applied Psychology, 104*(6), 727–754.

Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Lee, J. Y., & Podsakoff, N. P. (2003). Common method biases in behavioral research: A critical review of the literature and recommended remedies. *Journal of Applied Psychology, 88*(5), 879–903.

Preacher, K. J., Zyphur, M. J., & Zhang, Z. (2010). A general multilevel SEM framework for assessing multilevel mediation. *Psychological Methods, 15*(3), 209–233.

Prime, H., Wade, M., & Browne, D. T. (2020). Risk and resilience in family well–being during the COVID–19 pandemic. *American Psychologist, 75*(5), 631–643.

Probst, T. M., Lee, H. J., & Bazzoli, A. (2020). Economic stressors and the enactment of CDC–recommended COVID–19 prevention behaviors: The impact of state–level context. *Journal of Applied Psychology, 105*(12), 1397–1407.

Qin, X., Huang, M. P., Johnson, R. E., Hu, Q. J., & Ju, D. (2018). The short-lived benefits of abusive supervisory behavior for actors: An investigation of recovery and work engagement. *Academy of Management Journal, 61*(5), 1951–1975.

Quinn, R. W., Spreitzer, G. M., & Lam, C. F. (2012). Building a sustainable model of human energy in organizations: Exploring the critical role of resources. *Academy of Management Annals, 6*(1), 337–396.

Raykov, T. (2007). Reliability if deleted, not 'alpha if deleted': Evaluation of scale reliability following component deletion. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 60*(2), 201–216.

Rodell, J. B. (2013). Finding meaning through volunteering: Why do employees volunteer and what does it mean for their jobs?. *Academy of Management Journal, 56*(5), 1274–1294.

Rosen, C. C., Simon, L. S., Gajendran, R. S., Johnson, R. E., Lee, H. W., & Lin, S. J. (2019). Boxed in by your inbox: Implications of daily e–mail demands for managers' leadership behaviors. *Journal of Applied Psychology, 104*(1), 19–33.

Sandberg, J. & Tsoukas, H. (2015). Making sense of the sense-making perspective: Its constituents, limitations, and opportunities for further development. *Journal of Organizational Behavior, 36*(S1): S6–S32.

Sherf, E. N., Venkataramani, V., & Gajendran, R. S. (2019). Too busy to be fair? the effect of workload and rewards on managers' justice rule adherence. *Academy of Management Journal, 62*(2), 469–502.

Spanier, G. B. (1976). Measuring dyadic adjustment: New scales for assessing the quality of marriage and similar dyads. *Journal of Marriage and Family, 38*(1), 15–28.

Stogdill, R. M. (1963). *Manual for the leader behavior description questionnaire – Form XII*. Bureau of Business Research, College of Commerce and Administration, Ohio State University.

Stogdill, R. M., Goode, O. S., & Day, D. R. (1962). New leader–behavior description subscales. *Journal of Psychology, 54*(2), 259 –269.

ten Brummelhuis, L. L., Haar, J. M., & Roche, M. (2014). Does family life help to be a better leader? A closer look at crossover processes from leaders to followers. *Personnel Psychology, 67*(4), 917–949.

Tepper, B. J., Dimotakis, N., Lambert, L. S., Koopman, J., Matta, F. K., Park, H. M., & Goo, W. (2018). Examining follower responses to transformational leadership from a dynamic, person–environment fit perspective. *Academy of Management Journal, 61*(4), 1343–1368.

Twenge, J., Muraven, M., & Tice, D. (2004). *Measuring state self-control: Reliability, validity, and correlations with physical and psychological stress*. Unpublished manuscript, San Diego State University.

Uy, M. A., Lin, K. J., & Ilies, R. (2016). Is it better to give or receive? The role of help in buffering the depleting effects of surface acting. *Academy of Management Journal, 60*(4), 1442–1461.

Watkins, T. (2021). Workplace interpersonal capitalization: employee reactions to coworker positive event disclosures. *Academy of Management Journal*, *64*(2), 537–561.

Weiss, H. M., & Cropanzano, R. (1996). Affective events theory: A theoretical discussion of the structure, cause and consequences of affective experiences at work. *Research in Organizational Behavior, 18*(3), 1–74.

Xu, S., Zhang, Y. C., Zhang, B. R., Shi, J. Q., Yuan, M. S., & Ren, Y. W. (2022). Gain or Loss? Examining the double–edged sword effect of challenge demand on work–family enrichment. *Acta Psychologica Sinica, 54*(10), 1234−1247.

[徐姗, 张昱城, 张冰然, 施俊琦, 袁梦莎, 任迎伟. (2022).“增益”还是“损耗”？挑战性工作要求对工作−家庭增益的“双刃剑”影响. *心理学报, 54*(10), 1234−1247.]

Yu, L., & Duffy, M. K. (2021). The whiplash effect: The (moderating) role of attributed motives in emotional and behavioral reactions to abusive supervision. *Journal of Applied Psychology*, *106*(5), 754–773.

Yukl, G. (2012). Effective Leadership Behavior: What We Know and What Questions Need More Attention. *Academy of Management Perspectives, 26*(4), 66–85.

Zedeck, S. (Ed). (1992). *Work, families, and organizations***.** *San* Francisco: Jossey–Bass.

Zhang, C. C., Nahrgang, J. D., Ashford, S. J., & DeRue, D. S. (2020). The risky side of leadership: Conceptualizing risk perceptions in informal leadership and investigating the effects of their over time changes in teams. *Organization Science, 31*(5), 1138–1158.

Trapped by Family or Compensated from Work? The Influence of Daily Negative Family Events on Daily Effective Leadership Behaviors

LIU Depeng[1], LI Juexing[2], ZHANG Shengjun[3], PANG Xuhong[3], WANG Zheng[4]

([1] *School of Management, Shandong University, Jinan,* 250100, *China*)

([2] *School of Economics and Management, Yunnan Normal University, Kunming,* 650500, *China*)

([3] *School of Business, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai,* 200433, *China*)

([4] *School of Management, Zhejiang University, Hangzhou,* 310058, *China*)

Abstract

Negative family events and experiences have been major social problems in recent years due to the intersection and influence of technical, economic, and epidemic shocks. Negative family events influence leaders' family domain and also have a cross-domain effect on leadership behaviors at work. However, there are two contradictory views on the relationship between negative family events and effective leadership behaviors. Some scholars claim a negative effect because of the depletion of leaders' self-control resources, called the "trapped-by-family effect." Others propose a positive effect owing to cross-domain compensation, called the "compensation effect."

The inconsistency in existing literature prompts us to reconcile it using the theory of cross-domain leader identity. We argue that the influence of daily negative family events on leader identity and effective leadership behaviors depends on the leaders' extraversion levels. Specifically, when leaders have higher levels of extraversion, the compensation effect will come into play; that is, daily negative family events will be positively associated with daily effective leadership behaviors by promoting daily leader identity. In contrast, when leaders have lower levels of extraversion, the trapped-by-family effect will play a role; that is, daily negative family events will be negatively associated with daily effective leadership behaviors by reducing daily leader identity.

To capture within-person variance and test our model, we conducted two experience sampling studies of middle managers across 10 consecutive workdays. In Study 1, participants were middle managers from three merchant banks in three cities. Before initiating the daily survey, participants were asked to complete

a basic survey containing demographic questions and an extraversion personality inventory. After matching procedures, 461 observations from 67 managers were included in our final sample. Data analysis supported our hypotheses for both initial structure and transformational leadership that are typical effective leadership behaviors in the literature. In Study 2, we collected data from participants from different regions and industries, and the final sample included 307 observations from 42 managers. The data analysis results showed that negative family events did have both a trapped-by-family effect on leader identity and effective leadership behavior through ego-depletion and a compensation effect on leader identity and effective leadership behavior through compensation.

The theoretical contributions of this paper are fourfold. First, we integrate the inconsistent ideas of the relationship between negative family events and effective leadership behavior using the theory of cross-domain leader identity. We find that the levels of leaders' extraversion play a vital role in deciding whether negative family events will have a trapped-by-family effect or a compensation effect on effective leadership behavior via leader identity. Second, unlike existing empirical studies, our findings suggest that negative family events will not always lead to negative leadership behaviors. At the within-person level, leaders with high levels of extraversion will exhibit more effective leadership behaviors at work after experiencing negative family events. Third, we extend the current research to further explore the effect of personality on leadership behaviors. Prior studies have suggested that extraversion assists leaders in handling the challenges of work, while we find that extraversion will also promote leaders to actively respond to negative family events by engaging in effective leadership behaviors. Fourth, we also contribute to leader identity studies by shifting its antecedents from work domain to family domain and by exploring the interactive effect of personal and situational factors on leader identity. The present study also provides practical guidance for organizations and leaders to cope with the challenge of negative family events and promote its potential positive effects.

Keywords Negative family events, effective leadership behavior, initial structure, transformational leadership, leader identity, extraversion